МЕХАНИКА
MECHANICS







УДК 004.032.24
https://doi.org/10.23947/2687-1653-2023-23-1-26-33

Научная статья



Подтверждение показателей надежности при экспериментальной отработке сложной технической системы с последовательным соединением элементов

О.Ю. Царев[1] ✉, **Ю.А. Царев**[2]
[1] АО «Деловые решения и технологии», Российская Федерация, г. Москва, ул. Лесная, 5 б
[2] Донской государственный технический университет, Российская Федерация, г. Ростов-на-Дону, пл. Гагарина, 1
✉ myaucha-pyt@yandex.ru

Аннотация

Введение. Статья посвящена проблеме подтверждения заданных уровней надежности при экспериментальной отработке сложной технической системы с последовательным соединением элементов. Такие задачи возникают, когда требуется принять решение об испытании системы в составе более крупной или об окончании экспериментальной отработки и запуске серийного производства. Цель исследования — обосновать сокращение сроков экспериментальной отработки. Задача — определить, принимается или отклоняется гипотеза H_o.

Материалы и методы. Для реализации цели и задачи работы по результатам испытаний строится критическая область, описываемая неравенством. Формулировка задачи подтверждения требований базируется на известных подходах к проверке статистических гипотез. Задействуется понятийный аппарат теории информации, вероятности и статистики. Изучена теоретическая и прикладная литература о математических методах в теории надежности. Частные задачи работы решены известными способами. Так, вероятность получения точного числа успешных исходов в определенном количестве экспериментов определена по схеме Бернулли. Точный доверительный интервал, основанный на биномиальном распределении, получен из соотношения Клоппера — Пирсона. Теорема А. Д. Соловьева и Р. А. Мирного позволила оценить надежность системы по результатам испытаний ее компонент.

Результаты исследования. Математически определены правила контроля, адекватные этапу экспериментальной отработки (при недостаточности данных о технической системе) и этапу серийного производства. Вероятность успешного исхода при испытании технических систем представлена через:
– вероятность события для элемента системы;
– значение доверительной вероятности;
– требуемый объем испытаний.

С этих позиций исследованы нулевая и альтернативная гипотезы и соответствующие им процедуры контроля надежности. Рассмотрены два положения. Первое допускает использование нулевой гипотезы доверия $H_o = \{P \geq P_T\}$ с альтернативой $H = \{P < P_T\}$ для подтверждения требований $(\underline{P}_T, \gamma)$ к показателю надежности одного параметра при любых $(\underline{P}_T, \gamma)$. При этом достаточно одного безотказного испытания. Второе положение рассматривает последовательную техническую систему с N независимыми элементами, которые испытываются отдельно от системы по схеме Бернулли для одного параметра. Рассмотрим требования к системе в виде совокупности величин $(\underline{P}_T, \gamma)$ и требования к любому ее элементу $(\underline{P}_{Ti}, \gamma)$. Они совпадают, если планируемый исход испытаний соответствует случаям выполнения соотношения $\underline{P} = \lim\limits_{1 \leq i \leq N} : \underline{P}_i = \underline{P}_m$, а нулевая альтернативная гипотеза выбирается из теории проверки статистических гипотез.

Обсуждение и заключения. Стратегию экспериментальной отработки следует реализовать в два этап: поиск и подтверждение надежности элементов серией безотказных испытаний. В этом случае планируемый объем

испытаний каждого элемента определяется с учетом доверительной вероятности, нижней границы доверительного интервала и требований к показателям надежности одного параметра технической системы. Если допустимо использование нулевой гипотезы доверия, для подтверждения требований к показателю надежности достаточно одного безотказного испытания.

Ключевые слова: экспериментальная отработка, проверка статистических гипотез, надежность технической системы, нулевая гипотеза, альтернативная гипотеза, гипотеза недоверия, гипотеза доверия, доверительная вероятность, объем безотказных испытаний, модель испытаний биномиального типа, схема Бернулли, уравнение Клоппера — Пирсона, теорема А. Д. Соловьева и Р. А. Мирного.

Благодарности. Авторы выражают благодарность рецензентам, чья критическая оценка представленных материалов и высказанные предложения по их усовершенствованию способствовали значительному повышению качества настоящей статьи.

Для цитирования: Царев О.Ю., Царев Ю.А. Подтверждение показателей надежности при экспериментальной отработке сложной технической системы с последовательным соединением элементов. *Advanced Engineering Research (Rostov-on-Don).* 2023;23(1):26–33. https://doi.org/10.23947/2687-1653-2023-23-1-26-33

Original article

Validation of Reliability Indices during Experimental Development of a Complex Technical Series System

Oleg Yu Tsarev [1] ✉, **Yury A Tsarev** [2]

[1] "Business Solutions and Technologies" JSC, 5B, Lesnaya St., Moscow, Russian Federation

[2] Don State Technical University, 1, Gagarin sq., Rostov-on-Don, Russian Federation

✉ myaucha-pyt@yandex.ru

Abstract

Introduction. The article studies the problem of validating the specified levels of reliability during experimental development of a complex technical series system. Such tasks arise when it is required to make a decision on testing the system as part of a larger one or on the completion of experimental development and the start of series production. The study is aimed at validating the reduction of the experimental development time. The task is to determine whether the hypothesis H_o is accepted or rejected.

Materials and Methods. To implement the research objective and task, a critical area described by the inequality was constructed based on the test results. The formulation of the requirements validation task was based on well-known approaches to testing statistical hypotheses. The conceptual apparatus of information theory, probability, and statistics was involved. The theoretical and applied literature on mathematical methods in reliability theory was studied. The particular tasks of the work were solved by known ways. Thus, the probability of obtaining the exact number of successful outcomes in a certain number of experiments was determined by the Bernoulli scheme. The exact confidence interval based on the binomial distribution was derived from the Clopper-Pearson relation. The theorem of A.D. Solovyov and R. A. Mirny made it possible to assess the system reliability based on the test results of its components.

Results. Control rules adequate to the stage of experimental development (with insufficient data on the technical system) and the stage of series production were mathematically defined. The probability of a successful outcome when testing technical systems was represented by:

– the probability of event for a system element;

– confidence value;

– required scope of tests

In these terms, the null and alternative hypotheses and the corresponding reliability control procedures were investigated. Two provisions were considered. The first one provided using the null confidence hypothesis $H_o = \{P \geq P_T\}$ and an alternative $H = \{P < P_T\}$ to confirm the requirements $(\underline{P}_T, \gamma)$ for the reliability indicator of one parameter for any $(\underline{P}_T, \gamma)$. In this case, one trouble-free test was enough. The second provision considered a sequential technical system with independent elements that were tested separately from the system according to the Bernoulli scheme for one parameter. We considered the requirements for the system in the form of a set of values $(\underline{P}_T, \gamma)$ and the requirements for any of its elements $(\underline{P}_{Ti}, \gamma)$. They coincided when the planned outcome of the tests corresponded to the cases when the ratio $\underline{P} = \lim_{1 \leq i \leq N} : \underline{P}_i = \underline{P}_m$ was fulfilled, and the null alternative hypothesis was selected from the theory of statistical hypothesis testing.

Discussion and Conclusions. The experimental development strategy should be implemented in two stages: the search and validation of the reliability of the elements through a series of fail-safe tests. In this case, the planned scope of tests of each element is determined taking into account the confidence probability, the lower limit of the confidence interval, and the requirements for reliability indices of one parameter of the technical system. If the use of the null confidence hypothesis is acceptable, one fail-safe test is sufficient to confirm the requirements for the reliability index.

Keywords: experimental development, testing of statistical hypotheses, reliability of a technical system, null hypothesis, alternative hypothesis, hypothesis of distrust, confidence hypothesis, confidence probability, scope of fail-safe tests, binomial type test model, Bernoulli scheme, Clopper-Pearson equation, theorem of A. D. Solovyov and R. A. Mirny.

Acknowledgements. The authors would like to thank the reviewers, whose critical assessment of the submitted materials and suggestions contributed to a significant improvement in the quality of this article.

For citation. Tsarev OYu., Tsarev YuA. Validation of Reliability Indices during Experimental Development of a Complex Technical Series System. *Advanced Engineering Research (Rostov-on-Don).* 2023;23(1):26–33. https://doi.org/10.23947/2687-1653-2023-23-1-26-33

Введение. Рациональные методы подтверждения заданных уровней надежности актуальны для экспериментальной отработки сложной технической системы, когда принимается решение о возможности ее испытания в составе более крупной структуры или о завершении экспериментальной отработки и начале серийного производства. Такие же задачи возникают и при серийном производстве, если нужно:

– оценить готовность предприятия к выпуску серийной продукции на основании данных испытаний установочной партии;

– сделать вывод о соответствии выпускаемой продукции требованиям технической документации с учетом данных по эксплуатации.

Цель работы — получить приемлемое решение для планирования и сокращения объема испытаний с помощью методов интервального оценивания показателей надежности последовательных технических систем. Для реализации заявленной цели необходимо определить, принимается или отклоняется гипотеза H_o.

Материалы и методы. Задачу подтверждения требований целесообразно формулировать в терминах теории проверки статистических гипотез [1–4]. Пусть P — надежность технической системы, P_T — некоторый фиксируемый (требуемый) уровень для P. До проведения испытаний относительно P можно выдвинуть три исходных предположения: $P = P_T$, $P \le P_T$, $P > P_T$.

Каждое из них называется нулевой гипотезой, если записано виде:

$$H_o = \{P = P_T\},\ H_o = \{P \le P_T\},\ H_o = \{P > P_T\}.$$

Множество $H_o = \{P = P_T\}$ содержит лишь один элемент, поэтому гипотеза $H_o = \{P = P_T\}$ называется простой. Гипотезы вида $H_o = \{P \le P_T\}$ и $H_o = \{P > P_T\}$ называются сложными. Наряду с нулевой гипотезой, выражающей заранее сформулированную точку зрения, задают альтернативную гипотезу H, выражающую противоположное высказывание $H_o\left(H_o \cap H = \Omega\right)$. Задействуем понятийный аппарат теории информации [1], вероятности и статистики, применимый к решению подобных задач. Рассмотрим две совокупности множеств H_o и H:

$$H_o = \{P \le P'_T\},\ H = \{P > P'_T\}, \tag{1}$$

$$H_o = \{P \ge P_T\}, H = \{P < P_T\}. \tag{2}$$

Гипотезу H_o в (1) будем называть жесткой, или гипотезой недоверия. Действительно, в случае (1) первоначально (до испытания) исходят из позиции недоверия к уровню качества системы. Показатель надежности P принимается не выше некоторого фиксируемого уровня P'_T. Гипотезу H_o в (2) будем называть гипотезой доверия, так как в этом случае первоначально исходят из положения, что показатель надежности P не меньше некоторого фиксируемого значения P_T.

Смысл величин P'_T и P_T различен. В (1) P'_T — такое браковочное значение, что при $P \le P'_T$ система считается неприемлемой. В (2) P_T — такое значение, что при $P \ge P_T$ система считается приемлемой для использования. Очевидно, что $P_T > P'_T$.

Результаты исследования. Итак, необходимо определить, принимается или отклоняется гипотеза H_o. В теории статистических гипотез для этого по результатам испытаний строится критическая область. Она описывается некоторым неравенством. Причем нулевой гипотезы (вследствие исходного доверия к ней)

придерживаются до тех пор, пока это разумно с точки зрения принятого уровня значимости α. Поэтому заранее ясно, что процедура контроля надежности в случае (1) будет существенно отличаться по сравнению со случаем (2).

Действительно, далее убедимся, что для отклонения гипотезы H_o в (1) и принятия гипотезы $H = \{P > P'_T\}$ о выполнении требования к показателям надежности следует использовать критическую область (или условие):

$$\underline{P} > \underline{P}'_T \,, \tag{3}$$

где $\underline{P}$ — нижняя граница доверительного интервала для P при значении доверительной вероятности $\gamma = 1 - \alpha$; $\underline{P}'_T$ — нижняя граница браковочного интервала для P при значении доверительной вероятности $\gamma = 1 - \alpha$.

В случае (2) для принятия гипотезы H_o о соответствии значения параметра P предъявляемому требованию следует использовать условие:

$$\overline{P} \geq P_T \,, \tag{4}$$

где $\overline{P}$ — верхняя граница доверительного интервала для P при значении доверительной вероятности $\gamma = 1 - \alpha$.

В (3) и (4) под требованием к показателю надежности одного параметра P понимается совокупность величин $(\underline{P}'_T,\ \gamma)$ или $(\underline{P}_T,\ \gamma)$, задаваемых до проведения испытаний.

Пусть в условиях схемы Бернулли проведено одно успешное испытание. Тогда, используя соотношения Клоппера — Пирсона, находим нижнюю и верхнюю границы одного параметра при значении, например, $\gamma = 0{,}95$:

$$\underline{P} = (1 - \gamma)^{1/1} = 1 - \gamma = 0{,}05\,;\ \overline{P} = 1\,.$$

При этом даже для весьма умеренных значений $\underline{P}'_T \in [0{,}05;\ 0{,}95]$ условие (3) не выполняется, в то время как (4) выполняется при любом P_T. Покажем справедливость принятого положения.

<u>Первое положение.</u> Если допустимо использование нулевой гипотезы доверия $H_o = \{P \geq P_T\}$ при альтернативе $H = \{P < P_T\}$, то для подтверждения требований $(\underline{P}_T,\ \gamma)$ к показателю надежности одного параметра при любых $(\underline{P}_T,\ \gamma)$ достаточно одного безотказного испытания.

Если исходная гипотеза H_o — это гипотеза недоверия из (1), то необходимо существенно большее число испытаний. Так, при $m = 0$, получаем $n \geq log(1 - \gamma) / log\underline{P}_T >> 1$. Это вполне справедливо, т. к. при проверке гипотез первоначально исходят из справедливости нулевой гипотезы H_o.

На этапе экспериментальной отработки нет достаточно полных данных о технической системе, поэтому целесообразно использовать правило контроля (3). На этапе серийного производства можно исходить из гипотезы доверия и использовать существенно более легкое правило контроля (4). Это допустимо, если, по данным экспериментальной отработки, условие (3) оказалось выполненным.

Рассмотрим систему, состоящую из N независимых последовательно соединенных элементов, которые могут испытываться отдельно. Тогда вероятность успешного исхода при испытании технических систем:

$$P = \prod_i^N P_i \,. \tag{5}$$

Здесь P_i — вероятность того же события для i-го элемента. К величине P заданы требования в виде совокупности значений $(\underline{P}_T, \gamma)$. Нужно спланировать процедуру контроля надежности одного параметра для каждого элемента системы, т. е. задать $\forall i \in [1, n]$ пару $(\underline{P}_{Ti},\ \gamma)$.

Вследствие перемножения P_i в формуле (5) должно выполняться соотношение $\prod_i^N P_{Ti} = P$. Кроме того, $\gamma_i = \gamma$.

В результате требуемый объем испытаний n_i каждого элемента резко возрастает и даже при безотказных исходах всех испытаний становится неприемлемым. При $\underline{P}_T = 0{,}9$ и $\gamma = 0{,}95$, $N = 100$ и $m = 0$, $\forall i = \overline{1, N}$:

$$P_{Ti} \sim \underline{P}_T^{\,1/100} = 0{,}999\,,\ n_{oi} = log(1 - \gamma) / logP_{Ti} \sim 3000\,.$$

Такому способу планирования логически противоречит неравенство $n_{oi} > n_o$, следующее из $P_{Ti} > \underline{P}_T$ при $m_i = 0$. Понятно, что при безотказных исходах требуемый объем испытаний n_{oi} i-го элемента, проводимых

отдельно от системы, должен быть равен требуемому объему испытаний системы n_o. Во избежание этого противоречия следует использовать теоремы А. Д. Соловьева и Р. А. Мирного [5–7]. Итак, при $m = 0$, $\forall i = \overline{1, N}$:

$$\underline{P} = \min_{1 \le i \le N} : \underline{P}_i = f\left(n,\ 0,\ \gamma\right) = \left(1 - \gamma\right)^{1/n}. \quad (6)$$

Здесь $\underline{P}$ — нижняя граница доверительного интервала для показателя надежности технической системы по одному параметру, при значении γ доверительной вероятности; $\underline{P}_i$ — значение нижней границы доверительного интервала для показателя надежности *i-го* элемента системы при той же доверительной вероятности; *n* — минимальное число испытаний элементов системы; $f(n, 0, \gamma)$ — корень уравнения Клоппера — Пирсона:

$$1 - \gamma = \sum_{k=0}^{m} \binom{n}{k} P^{n-k} q^k = B\left(n,\ P,\ m\right). \quad (7)$$

Согласно [8–12]:

$$f(n, n\bar{q}, \gamma) \le P \le f(n,\ [n\bar{q}], \gamma). \quad (8)$$

Здесь $\bar{q} = 1 - P$; $P = \prod_{i}^{N} \left(1 - m_i / n_i\right)$; $n = \min_{1 \le i \le N} n_i$; $[n\bar{q}]$ — целая часть произведения $n\bar{q}$; $f(n, n\bar{q}, \gamma)$ — корень уравнения $J_P(n, P, n\bar{q} + 1) = 1 - \gamma$.

Из (8) следует:

$$\underline{P} = \min_{1 \le i \le N} : \underline{P}_i = \underline{P}m, \quad (9)$$

где $\underline{P}_m$ — минимальное из $\underline{P}_i$ при значении доверительной вероятности γ.

$$P_m = \min_{1 \le i \le N} : \underline{P}_i \ge P_T \Leftrightarrow (\underline{P}_1 \ge P_T) \cap (\underline{P}_2 \ge P_T) \ldots \cap (\underline{P}_N \ge P_T).$$

Это справедливо не только для случая (1), когда $m = 0$, $\forall i = \overline{1, N}$, но и для случая (2), т. е. для исхода $n = (n_1, n_2, \ \ldots, n_N)$, $m = (m_1,\ 0,\ 0,\ \ldots,\ 0)$ испытаний, где *n* и *m* — вектор испытаний и вектор отказов, если $n_1 = n$.

При этом отказывает только один элемент, подвергшийся испытаниям минимальное число раз. Действительно, в этом случае $n\bar{q} = m_1$ — целое число. Расчеты позволили установить, что (9) приближенно выполняется также при исходе испытаний $n, m,$ т. е. в случае (3), если для пары (n_1, m_1) возможно $\min_{1 \le i \le N} : \underline{P}_i = \underline{P}_m$.

Во всех упомянутых случаях (9) не перемножаются нижние границы, а система вырождается в один слабейший элемент. Это позволяет подтвердить следующее положение.

Второе положение. Рассмотрим последовательную систему с *N* независимыми элементами, которые испытываются отдельно от системы по схеме Бернулли для одного параметра. Требования, задаваемые к системе в виде совокупности величин $(\underline{P}_T,\ \gamma)$, и требования к любому ее элементу $(\underline{P}_{Ti},\ \gamma_i)$ совпадают, если планируемый исход испытаний соответствует упомянутым случаям выполнения соотношения (9), а нулевая альтернативная гипотеза выбирается, исходя из (1) и (2).

Следствие. В случае (3) выполнение (9) — планируемый объем безотказных испытаний $(N - 1)$ элементов определяется из:

$$n_i \ge n_0 = log\ (1 - \gamma)\ /\ log\underline{P}_T. \quad (10)$$

Объем отказов условно первого элемента при m_1 находится из соотношения:

$$\underline{P}_1 = f(n_1, m_1, \gamma) = \underline{P}_T. \quad (11)$$

Доказательство (11) основано на том, что условие $\underline{P} = P_H \ge \underline{P}_T$ выполняется, если $P_H = \underline{P}_1 = \underline{P}_T$ и $\underline{P}_1 \le \forall i \in [2, N]$. Последнее же соотношение удовлетворяется, если выполняется (10), т. к.:

$$n_i \ge n_0 \Leftrightarrow \underline{P}_i = (1 - \gamma)^{1/ni} \ge \underline{P}_T.$$

Во всех рассмотренных случаях предполагалось, что до проведения испытаний нет никакой информации относительно *P*, если не считать очевидный факт $P \in \left[0,\ 1\right]$. Однако может быть известно, что $P \ge P_H$, где $P_H = 0$. Значит, $P = \dot{P} \in \left[\ P_H,\ 1\right]$. Величину P_H можно найти по данным испытаний или расчетов к моменту планирования испытаний на надежность. Еще нет методики определения P_H, и ее разработка — задача будущих изысканий. Но если известна величина P_H, по формуле полной вероятности можно найти:

$$\dot{P} = P + \bar{q}\underline{P}.$$

Отсюда:

$$P = (\dot{P} - P_H) / (1 - P_H)\,,\ \underline{P} = (\dot{\underline{P}} - P_H) / (1 - P_H)\,. \qquad (12)$$

Последнее соотношение выполняется вследствие монотонности по $\dot{P}$, зависимости $P = (\dot{\underline{P}} - P_H)$.

С учетом (12) соотношение (2) примет вид:

$$P_H + (1 + P_H) f(n, n\bar{q}, \gamma) \le \dot{\underline{P}} \le P_H + (1 - P_H) f(n, [n\bar{q}], \gamma)\,. \qquad (13)$$

Пусть условием принятия решения о соответствии технической системы требованиям $\left(\underline{P}_T,\ \gamma\right)$ по-прежнему служит (3), где нижняя граница доверительного интервала определяется из (13) с учетом $P = \dot{\underline{P}} \in \left[\, P_H,\ 1\right]$. Тогда из соотношения

$$\dot{\underline{P}} \ge \underline{P}_T \qquad (14)$$

находим планируемый объем безотказных испытаний по одному параметру для каждого из N элементов:

$$n_i \ge n'_0 = log\left(1 - \gamma\right)\ log(\underline{P}_T - P_H)\ /\ (1 - P_H)\,. \quad (15)$$

Величина n'_0 убывает по P_H. Значит, n_0 (10) при $P_H = 0$ и $n'_0 = 0$ при $P_H = \underline{P}_T$.

Пример. Требования к показателям $P = \prod_i^N P_i$ надежности системы заданы для одного параметра в виде совокупности величин ($\underline{P}_T = 0{,}90$; $\gamma = 0{,}95$). Число элементов технической системы $N = 100$. По имеющимся данным, $\underline{P}_T > P_H = 0{,}70$. Требуется найти планируемый объем испытаний каждого из N элементов, если выполнение требований надежности проверяется условием (14). Из (15) находим:

$$n_i \ge n'_0 = log\ (0{,}05)\ /\ log\ (0{,}90 - 0{,}70)\ /\ (1 - 0{,}70) = 7.$$

Заметим, что при $P_H = 0$ $n_i \ge n'_0 = 29$.

Соотношения (10) и (15) позволяют планировать необходимый объем испытаний *i-го* элемента технической системы при определенной последовательности экспериментальной отработки системы. Весь процесс экспериментальной отработки делится условно на два периода: поиск и подтверждение требований надежности для решения о переходе к следующему этапу испытаний или о принятии технической системы к серийному производству. В первом периоде возможны доработки, и целесообразно использовать модели с переменной вероятностью P успешного исхода испытания системы.

Данные, полученные в первом периоде, могут использоваться для расчета величины P_H.

Во втором периоде имеем дело с установившимся вариантом конструкции технической системы и технологического процесса. Это позволяет использовать рассмотренные выше модели испытаний биномиального типа с постоянной вероятностью P.

Пусть первый период отработки N элементов технической системы закончен и ставится вопрос о подтверждении требований к показателю надежности системы по одному параметру. Целесообразно подтвердить надежность, если положительное решение принимается только в случае безотказного исхода испытаний последней серии для каждого из N элементов. Эта стратегия удобна тем, что она основана на минимально возможном числе испытаний элементов технической системы и допускает простые аналитические решения (10) и (15).

В общем случае есть смысл исследовать стратегию, допускающую отказы элементов при проведении испытаний и основанную на оптимизации некоторой целевой функции. Но здесь ограничимся рассмотрением лишь упомянутой стратегии с безотказными заключительными сериями.

Обсуждение и заключения. Результаты научных изысканий позволили сформулировать приведенные ниже выводы.

1. Даже при большом числе N элементов системы возможно планирование объема их испытаний. В этом случае методы интервального оценивания показателей надежности последовательных технических систем позволяют получить приемлемое решение, однако только по одному параметру.

2. Стратегия экспериментальной отработки технических систем тесно связана с методом подтверждения надежности элементов. Рациональная стратегия экспериментальной отработки предусматривает после поискового периода подтверждение надежности элементов заключительной серией безотказных испытаний. В этом случае планируемый объем испытаний каждого из N элементов не зависит от N и определяется по соотношению (15), в которое входят требования ($\underline{P}_T, \gamma$) к показателям надежности одного параметра технической системы в целом и P_H. Получаемый по (15) объем испытаний каждого элемента технической системы при любом их числе невелик, если на систему из N элементов заданы умеренные требования

($\underline{P}_T$ = 0,80 …0,95; γ = 0,90 … 0,95), однако только по одному параметру. При этом объем убывает с ростом величины P_H.

3. В серийном производстве при испытаниях модернизированных технических систем можно использовать метод контроля со сменой нулевой и альтернативной гипотез. Если допустимо использование нулевой гипотезы доверия, то для подтверждения требований к показателю надежности достаточно одного безотказного испытания.

Список литературы

1. Белов В.М., Новиков С.Н., Солонская О.И. *Теория информации.* Москва: ГЛТ; 2012. 143 с.

2. Годин А.М. *Статистика.* Москва: Дашков и К; 2016. 451 с.

3. Müller K. The New Science of Cybernetics: A Primer. *Journal of Systemics, Cybernetics and Informatics.* 2013;11:32–46.

4. Hamdy A Taha. *Operations Research*: *An Introduction*, 9th ed. New York: Prentice Hall; 2011. 813 p.

5. Павлов И.В. Доверительные границы для показателей надежности системы с возрастающей функцией интенсивности отказов. *Проблемы машиностроения и надежности машин.* 2017;(2):70–75.

6. Гнеденко Б.В., Беляев Ю.К., Соловьев А.Д. *Математические методы в теории надежности.* Москва: Либроком; 2013. 584 с.

7. Betsch S., Ebner B. Fixed Point Characterizations of Continuous Univariate Probability Distributions and their Applications. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics.* 2021;73:31–59. https://doi.org/10.48550/arXiv.1810.06226

8. Nakakita S.H., Kaino Y., Uchida M. Quasi-Likelihood Analysis and Bayes-Type Estimators of an Ergodic Diffusion Plus Noise. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*. 2021;73:177–225. https://doi.org/10.1007/s10463-020-00746-3

9. Павлов И.В., Разгуляев С.В. Нижняя доверительная граница среднего времени безотказной работы системы с восстанавливаемыми элементами. *Вестник МГУ им. Н. Э. Баумана (Естественные науки).* 2018;(5):37–44. http://dx.doi.org/10.18698/1812-3368-2018-5-37-44

10. Fishwick P. (ed.) *Handbook of Dynamic Systems Modeling.* New York: CRC Press; 2007. 760 p. https://doi.org/10.1201/9781420010855

11. Антонов А.В., Маловик К.Н., Чумаков И.А. Интервальная оценка характеристик надежности уникального оборудования. *Фундаментальные исследования.* 2011;12:71–76.

12. Гвоздев В.Е., Абдрафиков М.А., Ахуньянова К.Б. Интервальное оценивание показателей надежности на основе FMEA-методологии. *Вестник Уфимского государственного авиационного технического университета.* 2014;18(4):91–98.

References

1. Belov VM, Novikov SN, Solonskaya OI. *Teoriya informatsii*. Moscow: GLT; 2012. 143 p. (In Russ.)

2. Godin AM. *Statistika*. Moscow: Dashkov i K°; 2016. 451 p. (In Russ.)

3. Müller K. The New Science of Cybernetics: A Primer. *Journal of Systemics, Cybernetics and Informatics*. 2013;11:32–46.

4. Hamdy A Taha. *Operations Research*: *An Introduction*, 9th ed. New York: Prentice Hall; 2011. 813 p.

5. Pavlov IV. Confidence Limits for System Reliability Indices with Increasing Function of Failure Intensity. *Journal of Machinery Manufacture and Reliability*. 2017;2:70–75.

6. Gnedenko BV, Belyaev YuK, Solovyev AD. *Matematicheskie metody v teorii nadezhnosti*. Moscow: Librokom; 2013. 584 p. (In Russ.)

7. Betsch S, Ebner B. Fixed Point Characterizations of Continuous Univariate Probability Distributions and their Applications. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*. 2021;73:31–59. https://doi.org/10.48550/arXiv.1810.06226

8. Nakakita SH, Kaino Y, Uchida M. Quasi-Likelihood Analysis and Bayes-Type Estimators of an Ergodic Diffusion Plus Noise. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*. 2021;73:177–225. https://doi.org/10.1007/s10463-020-00746-3

9. Pavlov IV, Razgulyaev SV. Lower Confidence Limit for Mean Time between Failures in a System Featuring Repairable Components. *Herald of the Bauman Moscow State Technical University, Series: Natural Sciences*. 2018;5:37–44. http://dx.doi.org/10.18698/1812-3368-2018-5-37-44

10. Fishwick P. (ed.) *Handbook of Dynamic Systems Modeling*. New York: CRC Press; 2007. 760 p. https://doi.org/10.1201/9781420010855

11. Antonov AV, Malovik KN, Chumakov IA. Interval Estimation of the Reliability Characteristics for Unique Equipment. *Fundamental Research*. 2011;12(1):71–76.

12. Gvozdev VE, Abdrafikov MA, Akhunyanova KB. Interval Estimation of Reliability Parameters Based on Methodology FMEA. *Vestnik UGATU*. 2014;65:91–98.

Об авторах:

Царев Олег Юрьевич, консультант АО «Деловые решения и технологии» (127055, Российская Федерация, г. Москва, ул. Лесная, 5 б), ORCID, myaucha-pyt@yandex.ru

Царев Юрий Александрович, профессор кафедры «Проектирование и технический сервис транспортно-технологических систем» Донского государственного технического университета (344003, Российская Федерация, г. Ростов-на-Дону, пл. Гагарина, 1), доктор технических наук, профессор, ycarev@donstu.ru

Заявленный вклад соавторов:

О.Ю. Царев — формирование основной концепции, цели и задачи исследования, проведение расчетов, подготовка текста, формулирование выводов. Ю.А. Царев — научное руководство, анализ результатов исследований, доработка текста, корректировка выводов.

Поступила в редакцию 09.01.2023.
Поступила после рецензирования 01.02.2023.
Принята к публикации 06.02.2023.

Конфликт интересов

Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Все авторы прочитали и одобрили окончательный вариант рукописи.

About the Authors:

Oleg Yu Tsarev, consultant, “Business Solutions and Technologies” JSC (5B, Lesnaya St., Moscow, 127055, RF), ORCID, myaucha-pyt@yandex.ru

Yury A Tsarev, professor of the Engineering and Maintenance of Transporting and Manufacturing Systems Department, Don State Technical University (1, Gagarin sq., Rostov-on-Don, 344003, RF), Dr.Sci. (Eng.), professor, ycarev@donstu.ru

Claimed contributorship:

OYu. Tsarev: basic concept formulation; research objectives and tasks; computational analysis; text preparation; drawing conclusions. YuA. Tsarev: academic advising; analysis of the research results; revision of the text; correction of the conclusions.

Received 09.01.2023.
Revised 01.02.2023.
Accepted 06.02.2023.

Conflict of interest statement

The authors do not have any conflict of interest.

All authors have read and approved the final manuscript.